

价格差异、收入不平等与地区宾大效应*

陈梦根

摘要：本文对我国是否存在地区宾大效应开展研究，并考察价格差异对地区收入不平等的影响。首先利用 139 种规格品价格和 31 个省级地区城镇居民家庭消费支出份额数据，依据世界银行国际比较项目（ICP）的理论框架，测算并外推得到我国地区购买力平价（PPP）序列。研究发现，与名义居民收入相比，经地区 PPP 缩减后的实际居民收入不平等程度更低，各年间也更为平稳。然后，选取 1996-2016 年样本建立面板数据模型，证实地区价格与收入水平呈显著的正相关关系，支持我国存在地区宾大效应，而经济结构、外商投资、出口规模、人口密度、交通条件等因素对地区物价水平具有不同程度的影响。相比低收入地区，高收入地区宾大效应表现得更为显著，而且不同地区价格影响因素及其作用机制存在一定差异。

关键词：地区购买力平价 收入 不平等 宾大效应

中图分类号：F222 JEL 分类：C43；D63；E31

Price Difference, Income Inequality and Regional Penn Effect

Chen Menggen

(Beijing Normal University, Beijing, China)

Abstract: This paper studies whether there is a regional Penn effect in China, and examines the impact of price differences on regional income inequality. Based on the price data of 139 specification items and the shares of household consumption of 31 provincial-level regions, the sub-national PPPs are calculated, according to the theoretical framework of the World Bank's International Comparison Project (ICP), and which are also extrapolated to obtain the sub-national PPP series. This study finds that the real income inequality over regions deflated with the sub-national PPPs is lower than the regional nominal income inequality, and is more stable. With a sample ranging from 1996 to 2016, this paper established panel data models and confirmed that regional prices and income levels are significantly positively correlated, supporting the existence of a regional Penn effect in China. Meanwhile, the factors including economic structure, foreign investment, export, population density and traffic conditions have different impact on regional prices. Compared with low-income areas, the Penn effect in high-income areas is more significant, and the factors influencing the price levels are usually different between these two kinds of areas as well as their mechanism.

Keywords: Sub-national PPP; Income; Inequality; Penn Effect

一、引言

直观上，人们常常会发现由于经济发展水平的差异，不同地区价格水平往往不同。学术界最早关注这一现象的是有关宾大世界表（Penn world table, PWT）^①研究的一些学者，如

* 陈梦根，北京师范大学统计学院，邮政编码：100875，电子邮箱：cmg@bnu.edu.cn。本文受国家社会科学基金重点项目“购买力平价（PPP）汇总方法研究”（编号 19ATJ002）资助。感谢匿名审稿专家和编辑部的宝贵意见，文责自负。

^① 宾大世界表（有学者译为佩恩表）是由宾西法尼亚大学生产、收入、价格国际比较研究中心编制的世界主要国家基于购买力平价（PPP）的收入、产出和生产率等数据，最新版本为 Robert C. Feenstra、Robert Inklaar and Marcel P. Timmer 编制的 PWT9.0，包含从 182 个国家 1950-2014 年的有关指标数据，以 2011 年第七轮 ICP 测算的 PPP 为基础。

Gilbert & Kravis (1954)、Heston et al (1978) 等, 因而被称为宾大效应 (Penn effect)。宾大效应是指一国价格水平与其人均收入呈正相关的现象, 在文献中被认为是经济学中一个“基本事实” (A fundamental fact of economics) (Samuelson, 1994) 和国际经济学中的一个“经典共识” (Conventional wisdom) (Bergin et al, 2006)。正如 Deaton & Dupriez (2011) 所指出, 大国内部不同地区之间的价格差异甚至可能超过一般小国之间的价格差异。中国作为一个发展中大国, 各地经济社会发展水平差异巨大, 不同地区之间是否也存在类似所谓的宾大效应, 是一个值得研究的重要问题。

受数据因素的限制, 地区价格水平测度历来是价格统计中的一个薄弱环节。近年来, 学者们在购买力平价 (Purchasing power parities, PPP) 理论的基础上提出了地区购买力平价 (Sub-national PPP) 的概念, 受到各界高度关注。本文拟测度我国不同地区之间价格水平的差异, 由此检验我国是否存在地区宾大效应, 并对不同地区之间实际收入不平等开展研究。本文的主要贡献在于: 一是根据世界银行国际比较项目 (ICP) 的理论框架, 按照两步法测算了 2016 年我国 31 个省级地区 PPP, 并结合各地居民消费价格指数 (CPI) 将测算结果外推至 1996-2015 年, 得到我国地区 PPP 的时间序列, 可为地区经济比较和分析提供数据支持; 二是基于空间统计学理论, 利用地区 PPP 对居民名义人均收入进行空间价格缩减, 得到各地的居民实际人均收入, 进而采用基尼系数和 Theil 指数方法测度了我国地区实际收入不平等的程度及其变动特征; 三是以地区 PPP 作为价格指标, 检验了地区价格与收入水平之间的关系, 证实我国存在地区宾大效应, 根据收入水平高低进行的分组研究还发现, 高收入地区宾大效应显著强于低收入地区。

二、理论与文献回顾

与本文相关的文献主要涉及两方面: 一是宾大效应研究; 二是地区价格水平测度。下面分别作简要回顾与评述。

(一) 宾大效应研究

Gilbert & Kravis (1954)、Heston et al (1978)、Kravis & Lipsey (1982、1987) 等有关宾大世界表的研究证实, 按汇率法对不同国家人均国内生产总值 (GDP) 进行比较结果可能产生偏差, 富人收入被高估而穷国被低估, 当低收入国家向高收入国家发展时, 按市场汇率法和按 PPP 法转换人均 GDP 而产生的偏差将变小。这一发现后来被 Samuelson (1994) 称为宾大效应 (Penn effect)。此后大量研究证实, 相比于低收入国家, 高收入国家倾向于拥有更高的价格水平, 这已成为经济学中一条重要的实证规律。

在文献中, 对宾大效应的研究多是从生产率角度展开, Balassa-Samuelson 效应被认为是从理论上对宾大效应最合适的解释 (Iyke, 2017)。若不考虑交易成本和贸易壁垒, 假定生产率增长的影响中性, 则不同国家同一产品价格应该相同, 但实际情形往往并非如此。Balassa (1964)、Samuelson (1964) 指出, 不同国家的生产率差异隐含各国货币购买力平价并非固定不变: 一国贸易品部门生产率上升将提高本国非贸易品的相对价格, 使其偏离购买力平价, 这一理论被称作 Balassa-Samuelson 效应。依据宾大效应, 相比于富国, 穷国非贸易品价格更低, 意味着当发展中国家非贸易品生产率提高时, 该国汇率将升值, 因此也有学者将宾大效应等同于 Balassa-Samuelson 效应 (Rogoff, 1992)。

有关宾大效应, Samuelson (1964) 较早提出了理论模型的基本要素, Balassa (1964) 估计了一个宾大效应的简单模型, 而 Kravis & Lipsey (1982) 则提供了有关宾大效应的实证证据。Rogoff (1992) 首次构建了一个严格的理论模型, 对宾大效应的内涵加以说明, 为相关的实证分析奠定了基础。为了检验宾大效应, 学者们采用了不同技术和数据, 包括截面数

据模型、时间序列模型和面板数据模型等，其中多数研究所得结论支持宾大效应的存在，如 Rogoff（1996）、Chong et al（2012）等，但也有少数研究如 Choudhri & Schembri（2010）等拒绝宾大效应的有效性。Iyke（2017）以拉美地区 15 个国家 1951-2010 年间数据为样本，证实样本国宾大效应的有效性，相对生产率增长对实际汇率变动起着决定性作用。Iyke & Odhiambo（2017）进一步指出，若样本国生产率表现出显著的增长趋势，更可能得到支持宾大效应的结论。

针对一国内部不同地区之间宾大效应是否成立，学术界相关研究较少。唐翔（2010）对新古典城市体系理论加以拓展，试图解释国内宾大效应的形成机制。余华义和唐翔（2015）估算了中国 36 个大中城市的相对消费价格指数，证实人口规模、价格水平、名义收入、实际收入、人力资本等五个指标在中国城市间具有显著的正相关关系。Cheung & Fujii（2014）证实日本国内地区宾大效应显著，价格与收入之间的正相关性主要由非贸易品价格驱动，经济密度（Economic density）可以很好地解释日本地区间的相对价格差异。需要特别说明的是，本文所采用的地区价格测度方法不同于余华义和唐翔（2015）、Cheung & Fujii（2014），通过引入地区 PPP 概念，按照世界银行全球 ICP 的理论框架测算地区价格指数，进而采用不同模型及估计方法对宾大效应进行实证检验。

（二）地区价格水平测度

宾大效应研究中一个关键问题是价格水平的测度，而空间维度的价格水平测度历来是经济统计的一个薄弱环节。在现有文献中，针对价格与收入关系的研究大多是基于世界银行国际比较项目的调查数据而展开（Cheung & Fujii，2014）。宾大效应的实证研究主要考察各国多边价格指数与生产率之间的关系，最常用的价格指数一般为实际有效汇率指数和取自宾大世界表的各国可比价格，即世界银行全球 ICP 测算的 PPP（如 Chong et al，2012 等）。实质上，PPP 属于空间价格指数（Spatial price index，SPI）的范畴，作为货币转换因子，被广泛用于国际经济规模与结构的比较。

在 2010 年 2 月的一次会议上，世界银行 ICP 项目技术专家委员会（TAG）强调了地区购买力平价的重要性，建议各国特别是大国尽快开展地区 PPP 调查（World Bank，2013）。地区 PPP 旨在反映不同地区的相对价格水平，用于地区经济总量与结构、名义收入、消费和福利水平的价格缩减（Aten & Reinsdorf，2010）。通常，像中国、印度这样的大国，国内不同地区之间价格差异一般非常显著，对地区间实际收入、生活水准比较和贫困测度都有不容忽视的影响。但实践上，地区 PPP 测算是一个极其复杂的工作，包括中国在内的多数国家至今尚未开展相关工作，仅美国、澳大利亚、意大利等少数国家统计局部门开展了研究性质的调查与测算。

从文献上看，研究人员测算地区 PPP 的方法主要可归为三类：（1）篮子产品法（Basket product approach）；（2）单位价值法（Unit value approach）；（3）恩格尔曲线法（Engel's curve approach）。上述三种方法各有不同特点，单一价值法结果受规格品质量差异影响较大，恩格尔曲线法偏于学术研究，在实践中无法用于编制空间价格指数，而篮子产品法对价格与权重数据有较高要求，在许多国家特别是发展中国家往往难于满足。总的来看，现有文献大多采用篮子产品法测算地区 PPP，少数采用其他测算方法（Biggeri et al，2017）。

针对中国地区价格测度问题，国内外学者开展了一些相关的研究。其中，国内文献中对我国地区间相对价格水平的测算研究主要包括江小涓和李辉（2005）、易纲和张燕姣（2006）、余芳东（2006）和“我国地区价差指数方法和应用研究”课题组（2014）等。这些文献所测算的地区间相对价格指数的含义略有不同，例如江小涓和李辉（2005）、易纲和张燕姣（2006）计算了 36 个大中城市的相对价格指数，而“我国地区价差指数方法和应用研究”课题组（2014）采用了 EKS 法测算我国地区间价格水平差异。国际上对中国地区间价格水平的研究主要有 Brandt & Holz（2006）、Gong & Meng（2008）、Biggeri et al（2017）与 Almås & Johnsen（2018）。

总体上看,上述研究样本规模偏小、相对陈旧,且受制于样本代表性和数据质量等因素影响,尚存一些不足。其中,Brandt & Holz (2006)采用双边价格指数公式测算地区价格指数,无法保证多边比较当中的传递性要求,多数研究包括Brandt & Holz (2006)、Gong & Meng (2008)、Almås & Johnsen (2018)都没有遵循ICP理论框架来测算地区PPP。Biggeri et al (2017)虽然采用世界银行ICP项目推荐的GEKS方法计算地区PPP,但并未严格遵循ICP项目的两步测算法,而且正如其所承认的,计算当中按部门分类时部分类别子样本过少(如农业和工业)。

三、研究方案

(一) 理论模型

Rogoff (1992)从一般均衡框架出发,提出了一个理论模型来说明宾大效应,该模型包括针对两种国内产品的两个柯布-道格拉斯生产函数,其中一种是贸易产品 T ,另一种是非贸易产品 N ,分别是由国内贸易部门和非贸易部门生产,两种产品均由三种要素生产:劳动(L)、资本(K)和技术(A)。两类产品的生产函数如下:

$$Y_{Tt} = A_{Tt} L_{Tt}^{\theta_T} K_{Tt}^{1-\theta_T} \quad (1)$$

$$Y_{Nt} = A_{Nt} L_{Nt}^{\theta_N} K_{Nt}^{1-\theta_N} \quad (2)$$

其中, Y_{Tt} 和 Y_{Nt} 分别表示 t 时期贸易品和非贸易品的产量, θ_T 和 $1-\theta_T$ 分别表示贸易品生产中劳动和资本的份额, θ_N 和 $1-\theta_N$ 分别表示非贸易品生产中劳动和资本的份额, A_T 和 A_N 分别表示贸易部门和非贸易部门生产率的随机冲击。Rogoff (1992)假定:(i)贸易品部门满足一价定律(Law of one price);(ii)资本完全自由流动;(iii)市场完全竞争;(iv)经济中不同部门间要素完全自由流动。一国代表性居民满足如下时间分离期望效用函数:

$$V_t = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^{s-t} \left[\frac{(C_{Ns}^{\alpha} C_{Ts}^{1-\alpha})^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right] \quad (3)$$

上式中 V_t 为代表性居民的期望效用, E 为期望算子, β 为主观折现因子, C_{Ts} 和 C_{Ns} 分别表示 s 时期贸易品和非贸易品的消费量,而 γ 为跨期替代弹性的倒数。

不失一般性,假设政府和居民均可自由进入国际资本市场,居民将政府预算约束纳入个体预算约束,代表性居民的跨期预算约束为:

$$F_{t+1} = R(F_t + Z_{Tt} - C_{Tt} - P_t C_{Nt} - G_{Tt} - P_t G_{Nt}) \quad (4)$$

其中 F_t 为 t 时期代表性个体持有的外国资产, R 为国际真实利率(以贸易品测度), P 为非贸易品对贸易品的相对价格, Z_T 代表国内生产的总收入(以贸易品测度), G_T 和 G_N 分别代表贸易品和非贸易品的政府消费量^①。同时,假定非贸易品无法跨期交换,各期非贸易品国内消费量必须等于国内生产量,即

$$Y_{Nt} = C_{Nt} + G_{Nt} \quad (5)$$

个体效用最大化的一阶条件蕴含着 t 时期非贸易品价格 P_t 取决于两种产品的相对国内消费量:

$$P_t = \frac{\alpha C_{Tt}}{(1-\alpha)C_{Nt}} \quad (6)$$

假定进出口相对价格不变,非贸易品价格的变动是总体价格水平(真实汇率)波动的唯一来源。任一期的非贸易品消费仅依赖于当期供给,由(5)和(6)式可得

^① 假定政府消费不会影响私人消费的效用。

$$P_t = \frac{\alpha C_{Tt}}{(1-\alpha)(Y_{Nt}-G_{Nt})} \quad (7)$$

根据 Balassa (1964) 和 Samuelson (1964) 的经典模型, 若允许资本和劳动力在部门间完全流动, 非贸易品价格由生产方完全决定, 而不受个体效用函数特征和政府消费水平影响。基于部门间的完全流动, 利润最大化意味着

$$R = (1 - \theta_T)\lambda_T(K_T/L_T)^{-\theta_T} = P(1 - \theta_N)\lambda_N(K_N/L_N)^{-\theta_N} \quad (8)$$

$$W = \theta_T\lambda_T(K_T/L_T)^{1-\theta_T} = P\theta_N\lambda_N(K_N/L_N)^{1-\theta_N} \quad (9)$$

上式中 W 是工资率, 时间下标省略。假定国际资本自由流动, 贸易品部门资本-劳动比 K_T/L_T 由 (9) 式中前半部分决定, 工资率由 (10) 式前半部分决定, 而 (9) 和 (10) 中后式决定 K_N/L_N 和 P 。对 (9) 和 (10) 式作对数差分, 即得经典的 Balassa-Samuelson 模型:

$$dp = (\theta_N/\theta_T)da_T - da_N \quad (10)$$

其中 d 为差分算子, 小写字母表示变量的对数, p 为非贸易品对贸易品的相对价格, a_T 和 a_N 分别为贸易品和非贸易品部门的生产率随机冲击。Balassa (1964) 和 Samuelson (1964) 指出, 在一个快速增长的经济中, 贸易品部门生产率增速高于非贸易品部门, 因此, 非贸易品相对价格趋于快速上升。在 Balassa-Samuelson 模型中, 由于生产要素即时自由流动和真实汇率独立于总需求, 完全预期的生产率差异将转化为完全预期的贸易品价格趋势变动。Rogoff (1992) 指出, 一种更现实的情形是放松经济中生产要素即时流动的假定, 给定各部门的资本和劳动及封闭的资本市场, 此时可得如下结果:

$$dp = \beta_T da_T - \beta_N da_N - [(\beta_T - 1)dg_T - (\beta_N - 1)dg_N] \quad (11)$$

其中 β 是各部门的产出-消费比率, g 是政府消费。Rogoff (1992) 指出, 由于生产率冲击的形式和对价格的影响类似, 该模型与 Balassa-Samuelson 模型的理论内涵一致, 但对多数国家而言, (11) 式的假设更接近现实。(10) 和 (11) 式为探讨一个经济中生产率与总体价格水平的关系, 开展相应的实证研究, 提供了理论基础。在开放经济条件下, 一国内部地区之间的经济联系与不同经济体之间的联系类似, 一个合理的推测是地区之间也可能存在所谓的宾大效应 (Cheung & Fujii, 2014; Iyke, 2017)。

(二) 实证策略

上述理论模型中, p 为非贸易品相对于贸易品的价格, 国家或地区间分析时一般采用空间价格指数, 即双边或多边价格水平指标 (Iyke, 2017)。在均衡条件下, 根据“一价律”, 不同地区贸易品价格应趋于一致, 非贸易品相对价格变化是总体价格波动的唯一来源。类似地, 一国或地区的实际人均产出增长能够用于测度部门 T 和 N 的相对生产率冲击。本文拟从地区角度出发, 探讨地区价格与收入水平之间关系, 检验我国是否存在地区宾大效应。实证研究所采用的基本模型形式如下:

$$\ln P_{it} = \alpha + \psi \ln INCOME_{it} + f_i + f_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

式中 P_{it} 为地区价格水平, 以地区 PPP 代表, i 表示地区, t 表示时期。 $INCOME_{it}$ 为地区收入指标, 表示 i 地区 t 时期的相对生产率增长, 实证研究中分别以地区人均收入与地区人均 GDP 代表。 f_i 和 f_t 分别表示地区固定效应和时间固定效应, ε 为随机扰动项。宾大效应存在的依据就是贫困地区非贸易品价格低于富裕地区 (Balassa, 1964; Samuelson, 1964; Rogoff, 1992), 因此, 如果 ψ 显著大于 0, 则证实宾大效应有效。

上述模型一个可能的潜在缺陷是仅关注价格与收入水平之间的关系, 没有考虑其他因素如地区贸易、市场开放程度、政策财政活动、交通运输条件等的影响, 因此, 本研究还采用以下扩展的基本模型进行实证分析:

$$\ln P_{it} = \alpha + \psi \ln INCOME_{it} + \varphi Z_{it} + f_i + f_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

上式中除 Z_{it} 外变量含义与 (12) 式相同, Z_{it} 为控制变量, φ 是一个 $q \times 1$ 阶的待估参数向量。根据一般研究惯例及以往文献做法 (如 Iyke, 2017), 市场发育、金融发展、贸易水平、

财政状况、人口规模、农业生产、交通运输条件等因素都可能影响地区价格与收入关系。为保证上述动态面板数据模型估计结果的可靠性,本研究首先采用传统面板模型估计方法,按随机效应和固定效应模型进行估计。由于内生性问题的存在可能导致固定效应模型估计结果无效,本研究也采用针对动态面板数据模型的广义矩方法(GMM)对(13)式进行估计,包括差分GMM和系统GMM,并做Sargan检验来评判模型估计精度。

(三) 数据说明

1. 价格变量

各地价格水平以地区PPP作为代表指标(记作LNPPP),由规格品价格和居民消费支出份额数据测算得到。价格与权重数据覆盖全国内地31个省级行政区,样本期为2016年,测算得到当年地区PPP,然后外推至1996-2015年,从而得到31个地区的PPP时间序列。

(1) 价格数据。本研究中规格品价格数据主要取自国家发改委价格监测中心,该中心定期对全国大中城市的价格信息进行监测,主要包括食品、日用品、城市服务和农村服务等。样本包括4个直辖市和其他27个省或首府城市2016年共计139种规格品的观测价格数据,计算得各规格品的年平均价格。价格数据共包括三个部分:①68种城镇食品价格;②25种工业用品价格;③46种城镇服务价格。其中,城市房屋租金数据取自中国房地产协会。

(2) 权重数据。地区PPP的计算一般包括对单个产品、基本分类(Basic heading)和基本分类以上层级PPP的计算,其中基本分类层是能够获取支出权重信息的最低层级,而单个产品PPP因为无法获取详细的支出信息而通常采用简单算术平均法计算^①。本文测算各地食品价格平价在基本类以上层级采用按权重加总的方法计算,所用权重数据取自国家统计局《中国统计年鉴》有关报表。《中国统计年鉴》(2017)中“分地区城镇居民家庭平均每人全年现金消费支出”将城镇居民家庭消费支出划分为8大类,《中国统计年鉴》(2013)该表中包括8大类、38个基本分类的数据。由此,2016年城镇居民家庭消费支出先按8大类划分,各大类再依据2012年城镇居民家庭消费支出项下各基本分类比例拆分得到权重数据。

经价格数据与权重数据的匹配后,139种规格品共划分为8大类、27个基本分类,具体如下:(1)食品烟酒,含16个基本分类;(2)衣着,含1个基本分类;(3)居住,含2个基本分类;(4)生活用品及服务,含2个基本分类;(5)交通通信,含2个基本分类;(6)教育文化娱乐,含2个基本分类;(7)医疗保健,含1个基本分类;(8)其他用品及服务,含1个基本分类。

2. 其他变量

收入指标以城镇居民人均可支配收入代表(记为LNINCOME)。基于稳健性的考虑,还以地区人均GDP(记为LNGDP)作为替代指标,考察我国是否存在地区宾大效应。

根据以往研究及一般惯例(如Iyke, 2017),经济结构、贸易水平、市场开放度、政府财政状况、人口分布特征、交通运输条件等因素可能影响不同地区收入与价格关系,同时考虑到数据的可得性,本研究选取以下指标作为控制变量:(1)经济结构(LNRATIO),以第二产业增加值占地区生产总值的比重代表,综合反映不同地区经济发展阶段与水平;(2)财政支出(LNGOVFIN),以地方财政一般预算支出代表,反映地方政府财政状况;(3)居民储蓄(LNSAVING),以城乡居民人民币储蓄存款年底余额代表,反映地区经济发展中的金融条件;(4)出口(LNEXPORT),以境内货源地出口总额代表,反映地区贸易水平和市场开放度;(5)外商投资(LNFORINVEST),即外商投资企业投资总额,反映地区市场开放度;(6)人口密度(PEOPLE),通常用一个地区的总人口除以总面积表示,其中总面积包括不适合耕种的荒漠和冻土地带,因此有学者建议用潜在的可耕地来代替总面积,本文采用地区总人口除以可耕地计算人口密度指标;(7)交通条件(LNROAD),以各地公路里程代表,

^① 此处基本分类与CPI统计基本分类除个别差异外大体一致,因此后面八大类划分与CPI相同。

反映各地交通运输条件。上述变量除各地城乡居民储蓄取自历年《中国金融年鉴》外，其余变量均来源于国家统计局数据库或历年《中国统计年鉴》，个别缺失值由地方统计年鉴数据补齐。

四、地区 PPP 测算与外推

地区 PPP 属于空间价格指数的一种，类似于世界银行 ICP 项目测算的购买力平价(PPP)。从概念内涵上看，地区 PPP 是两地居民购买相同数量、同等品质的代表性商品和服务的支出额之比，反映不同地区的综合价格水平即价格平价 (World Bank, 2013)。

(一) 地区 PPP 测算方法

根据世界银行 ICP 项目的理论框架，PPP 或地区 PPP 测算一般采用两步法：基本分类以下 PPP 测算和基本分类以上层次 PPP 测算。首先采用 CPD 模型测算各地区的基本类 PPP，一般不考虑权重；然后采用适当的加总方法计算总体 PPP，基本类是可以获得消费支出权重的最低层次，故加总时通常采用加权方法计算。

(1) 基本分类以下的 CPD 方法。按照 ICP 理论，基本类 PPP 一般根据 CPD (Country-Product-Dummy) 模型计算，该方法由 Summers (1973) 提出，是 ICP 项目采用的基本方法。CPD 模型采用回归方法测算不同国家或地区的价格差异，可以适用于个别地区部分价格数据存在缺失值的情况，实质上是以产品和地区虚拟变量作为自变量的 Hedonic 方法回归方程。

(2) 基本分类以上的加总方法。根据 ICP 理论，基本类 PPP 计算时采用简单价格平均数，没有考虑权重，而基本分类以上层级 PPP 一般计算加权平均数。基本类 PPP 与相应的基本类消费支出份额是计算高层 PPP 的数据基础，即以基本类 PPP 作为价格数据，该基本类的消费支出份额作为权重，可以加总得到地区 PPP (World Bank, 2013)。根据以往文献，由基本类 PPP 计算基本类以上层级和总体 PPP 的方法很多，基于稳健性的考虑，同时采用 GEKS (Gini-Éltető-Köves-Szulc)、GK (Geary-Khamis) 和 WCPD (Weighted Country-Product-Dummy) 三种方法测算地区 PPP。

(二) 地区 PPP 测算

首先，以 CPD 法测算得到 27 个基本类的 PPP，与 CPI 统计类似，计算基本分类以下各种商品相对价格时是先计算指数后加成，不会受到采样单位的影响；然后，以基本类 PPP 为价格数据，相应的消费支出为权重数据，采用 GEKS、GK 和 WCPD 三种加总方法，按加权方法测算得到地区 PPP。计算当中以北京为基准，即北京的 PPP 为 1，结果见表 1。

表 1 2016 年地区 PPP 测算结果

| 序号 | 地区 | GEKS | GK | | WCPD | |
|----|-----|--------|--------|-----------------|--------|-----------------|
| | | [1] | [2] | $([2]-[1])/[1]$ | [3] | $([3]-[1])/[1]$ |
| 1 | 北京 | 1 | 1 | 0 | 1 | 0 |
| 2 | 天津 | 0.9572 | 0.9498 | -0.77% | 0.9295 | -2.89% |
| 3 | 河北 | 0.8471 | 0.8493 | 0.26% | 0.8337 | -1.57% |
| 4 | 山西 | 0.8963 | 0.8933 | -0.34% | 0.8747 | -2.41% |
| 5 | 内蒙古 | 0.8957 | 0.8955 | -0.02% | 0.8746 | -2.36% |
| 6 | 辽宁 | 0.8830 | 0.8962 | 1.50% | 0.8657 | -1.95% |
| 7 | 吉林 | 0.8794 | 0.8910 | 1.32% | 0.8579 | -2.45% |
| 8 | 黑龙江 | 0.8268 | 0.8372 | 1.26% | 0.8091 | -2.15% |
| 9 | 上海 | 1.2002 | 1.1722 | -2.34% | 1.1687 | -2.62% |
| 10 | 江苏 | 1.0494 | 1.0604 | 1.04% | 1.0254 | -2.29% |
| 11 | 浙江 | 1.1101 | 1.1215 | 1.02% | 1.0859 | -2.18% |

| | | | | | | |
|----|----|--------|--------|--------|--------|--------|
| 12 | 安徽 | 0.9620 | 0.9365 | -2.64% | 0.9271 | -3.62% |
| 13 | 福建 | 0.9982 | 0.9961 | -0.21% | 0.9660 | -3.22% |
| 14 | 江西 | 0.8479 | 0.8602 | 1.45% | 0.8276 | -2.39% |
| 15 | 山东 | 0.9307 | 0.9302 | -0.05% | 0.9122 | -1.99% |
| 16 | 河南 | 0.9088 | 0.9029 | -0.64% | 0.8899 | -2.08% |
| 17 | 湖北 | 0.9817 | 0.9832 | 0.15% | 0.9576 | -2.46% |
| 18 | 湖南 | 0.9945 | 0.9944 | -0.01% | 0.9755 | -1.91% |
| 19 | 广东 | 1.1880 | 1.1248 | -5.32% | 1.1297 | -4.91% |
| 20 | 广西 | 0.8533 | 0.8633 | 1.17% | 0.8424 | -1.27% |
| 21 | 海南 | 1.0633 | 1.0502 | -1.24% | 1.0236 | -3.73% |
| 22 | 重庆 | 1.0107 | 1.0247 | 1.38% | 0.9894 | -2.11% |
| 23 | 四川 | 0.9180 | 0.9055 | -1.36% | 0.9021 | -1.73% |
| 24 | 贵州 | 0.8277 | 0.8066 | -2.55% | 0.8141 | -1.64% |
| 25 | 云南 | 0.8428 | 0.8447 | 0.22% | 0.8232 | -2.33% |
| 26 | 西藏 | 0.9980 | 0.9773 | -2.07% | 0.9805 | -1.75% |
| 27 | 陕西 | 0.9847 | 0.9754 | -0.94% | 0.9627 | -2.23% |
| 28 | 甘肃 | 0.9319 | 0.9477 | 1.69% | 0.9159 | -1.72% |
| 29 | 青海 | 0.8022 | 0.7945 | -0.96% | 0.7889 | -1.66% |
| 30 | 宁夏 | 0.8597 | 0.8722 | 1.45% | 0.8431 | -1.93% |
| 31 | 新疆 | 0.8627 | 0.8717 | 1.04% | 0.8433 | -2.26% |

从测算结果来看，三种加总方法得到的地区 PPP 数值较为接近。具体而言，主要有以下结论：（1）与 GEKS 法结果相比，其他两种方法测算结果的绝对差异最大不超过 6%。其中，GK 法估计结果的差异范围介于-5.32%与 1.69%之间，WCPD 法估计结果的差异范围介于-4.91%和-1.27%之间。（2）比较三种方法的结果，GK 法估算结果相比于 GEKS 法结果有大有小，而 WCPD 法估算结果全部小于 GEKS 法结果。（3）从数值上看，31 个省级地区中 PPP 小于 1 的数量较多，也就是说，北京的价格水平居全国前列。以 GEKS 法结果为例，共有 6 个地区的 PPP 大于 1，也就是说这些地区的物价水平高于北京，而另外 24 个地区的 PPP 小于 1，即这些地区的价格总水平低于北京。（4）从地区 PPP^{GEKS} 来看，上海的 PPP 数值最大，为 1.2002，接下来是广东、浙江、海南和江苏，分列第二到第五位，主要是东部及沿海经济发达地区。青海的 PPP 数值最小，为 0.8506，接下来是黑龙江、贵州、云南、河北，分列倒数第二到第五位，主要是东北及中西部地区。（5）值得关注的是，西藏区位特征及生产条件特殊，交通运输成本高，因此物价水平也较高，与北京接近，地区 PPP 为 0.9980。

比较来看，不同方法测算结果均值都小于 1，彼此非常接近。GEKS 方法估计结果（即 PPP^{GEKS} ）均值为 0.9455，GK 方法估计结果均值为 0.9428，而 WCPD 方法的估计结果均值最小，为 0.9239。三种方法估计结果的中位数分布略有不同，其中 WCPD 法结果中位数最小，为 0.9122，而 GEKS 法结果中位数最大，为 0.9307。同时，GEKS 法估计结果的标准差最大，GK 法估计结果的标准差最小，而 WCPD 方法估计结果的标准差居中。如表 2 所示，均值和方差相等性检验表明，GEKS、GK 和 WCPD 三种方法测算得到的地区 PPP 序列并不存在显著差异^①。

表 2 三种方法测算结果的差异显著性分析

| 均值相等性检验 | | | |
|--------------|---------|--------|--------|
| 检验方法 | 自由度 | 统计量值 | P-值 |
| Anova F-test | (2, 90) | 0.4564 | 0.6350 |

^① 本文还以 GEKS 方法测算结果为例进行了地区 PPP 分组均值相等性检验，证实 31 个地区 PPP 彼此之间存在显著差异。根据惯例，后文主要以 GEKS 方法测算的地区 PPP 为代表开展研究。

| | | | |
|----------------|------------|--------|--------|
| Welch F-test* | (2, 59.94) | 0.4559 | 0.6361 |
| 方差相等性检验 | | | |
| Bartlett | 2 | 0.1850 | 0.9117 |
| Levene | (2, 90) | 0.0823 | 0.9210 |
| Brown-Forsythe | (2, 90) | 0.0601 | 0.9417 |

注：*检验允许各序列方差不等。

(三) 地区 PPP 外推

受数据可得性的限制，通常很难得到地区 PPP 的时间序列，因此有必要通过外推法来估算地区 PPP 的历史数据 (Chen et al, 2019)。根据 2016 年地区 PPP 数据，利用省级地区城镇 CPI，可以推算历史年份的地区 PPP。本研究以地区 PPP^{GEKS} 为例，外推得到 1996-2015 年的地区 PPP，计算公式如下：

$$PPP_{k,t-1}^{GEKS} = \frac{PPP_{k,t}^{GEKS} \cdot CPI_{base,t}}{CPI_{k,t}} \quad (14)$$

式中 $PPP_{k,t}^{GEKS}$ 表示按 GEKS 方法测算的 t 时期 k 地区 PPP， $CPI_{k,t}$ 为 t 时期 k 地区的城镇居民消费价格指数，而 $CPI_{base,t}$ 为 t 时期基准地区的城镇居民消费价格指数。地区城镇 CPI 数据取自《中国统计年鉴 (1996-2017)》，其中个别地区个别时期无城镇 CPI 则以 CPI 代替。

结果见表 3，分析表明：(1) 考察期内，地区 PPP 最大值主要出现在上海与广东，不同时期二者交替居首。同时，1996 年以来地区 PPP 最小值一直是青海。(2) 历年地区 PPP 均大于 1 的地区仅三个，分别为上海、广东和浙江，也就是说，这三个地区总体物价水平一直高于北京。(3) 江苏、海南、重庆、福建四地部分年份特别是近十年来 PPP 大于 1，而天津 1996 年和陕西 2011 年 PPP 也大于 1，其余年份 PPP 则小于 1。(4) 河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、安徽、江西、山东、河南、湖北、湖南、广西、四川、贵州、云南、西藏、甘肃、青海、宁夏、新疆等 21 个地区历年 PPP 均小于 1，即价格水平一直低于北京。总体上看，东部及沿海经济发达地区物价水平相对较高，而西部及东北经济落后地区物价水平一般相对较低。

表3 地区 PPP 外推结果 (1996-2015)

| 地区 | 2015 | 2014 | 2013 | 2012 | 2011 | 2010 | 2009 | 2008 | 2007 | 2006 | 2005 | 2004 | 2003 | 2002 | 2001 | 2000 | 1999 | 1998 | 1997 | 1996 |
|-----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 北京 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 天津 | 0.9506 | 0.9589 | 0.9561 | 0.9581 | 0.9630 | 0.9702 | 0.9595 | 0.9540 | 0.9509 | 0.9344 | 0.9286 | 0.9168 | 0.9051 | 0.8979 | 0.8853 | 0.9019 | 0.9373 | 0.9646 | 0.9852 | 1.0041 |
| 河北 | 0.8462 | 0.8552 | 0.8544 | 0.8571 | 0.8626 | 0.8622 | 0.8565 | 0.8491 | 0.8400 | 0.8217 | 0.8152 | 0.7894 | 0.7644 | 0.7495 | 0.7434 | 0.7627 | 0.7917 | 0.8239 | 0.8382 | 0.8695 |
| 山西 | 0.8990 | 0.9074 | 0.9065 | 0.9086 | 0.9153 | 0.9190 | 0.9135 | 0.9032 | 0.8852 | 0.8665 | 0.8567 | 0.8305 | 0.8051 | 0.7924 | 0.7908 | 0.8170 | 0.8138 | 0.8452 | 0.8632 | 0.8888 |
| 内蒙古 | 0.8975 | 0.9021 | 0.9021 | 0.9027 | 0.9040 | 0.9045 | 0.8975 | 0.8860 | 0.8803 | 0.8618 | 0.8568 | 0.8403 | 0.8240 | 0.8079 | 0.7918 | 0.8115 | 0.8291 | 0.8550 | 0.8615 | 0.8895 |
| 辽宁 | 0.8812 | 0.8870 | 0.8861 | 0.8936 | 0.8973 | 0.9013 | 0.8957 | 0.8814 | 0.8850 | 0.8621 | 0.8593 | 0.8384 | 0.8180 | 0.8060 | 0.8003 | 0.8251 | 0.8548 | 0.8815 | 0.9003 | 0.9270 |
| 吉林 | 0.8777 | 0.8811 | 0.8776 | 0.8810 | 0.8876 | 0.8909 | 0.8797 | 0.8656 | 0.8651 | 0.8454 | 0.8414 | 0.8160 | 0.7914 | 0.7836 | 0.7734 | 0.7871 | 0.8262 | 0.8529 | 0.8660 | 0.8975 |
| 黑龙江 | 0.8260 | 0.8327 | 0.8335 | 0.8421 | 0.8428 | 0.8412 | 0.8291 | 0.8148 | 0.8110 | 0.7881 | 0.7800 | 0.7583 | 0.7372 | 0.7321 | 0.7239 | 0.7405 | 0.7796 | 0.7952 | 0.8020 | 0.8320 |
| 上海 | 1.1793 | 1.1935 | 1.1807 | 1.1922 | 1.1971 | 1.2023 | 1.1941 | 1.1805 | 1.1725 | 1.1640 | 1.1602 | 1.1466 | 1.1332 | 1.1343 | 1.1083 | 1.1427 | 1.1538 | 1.1815 | 1.2103 | 1.2313 |
| 江苏 | 1.0402 | 1.0513 | 1.0451 | 1.0548 | 1.0619 | 1.0650 | 1.0505 | 1.0388 | 1.0358 | 1.0169 | 1.0096 | 0.9795 | 0.9503 | 0.9428 | 0.9332 | 0.9545 | 0.9870 | 1.0168 | 1.0527 | 1.0701 |
| 浙江 | 1.1047 | 1.1149 | 1.1094 | 1.1203 | 1.1320 | 1.1348 | 1.1190 | 1.1189 | 1.1192 | 1.1002 | 1.0984 | 1.0676 | 1.0377 | 1.0203 | 1.0111 | 1.0445 | 1.0704 | 1.0993 | 1.1261 | 1.1595 |
| 安徽 | 0.9582 | 0.9673 | 0.9673 | 0.9756 | 0.9852 | 0.9858 | 0.9788 | 0.9725 | 0.9624 | 0.9362 | 0.9331 | 0.9014 | 0.8708 | 0.8580 | 0.8510 | 0.8730 | 0.8973 | 0.9189 | 0.9551 | 0.9656 |
| 福建 | 0.9952 | 0.9993 | 0.9954 | 1.0034 | 1.0115 | 1.0151 | 1.0070 | 1.0098 | 1.0147 | 0.9875 | 0.9883 | 0.9589 | 0.9304 | 0.9249 | 0.9128 | 0.9535 | 0.9665 | 0.9927 | 1.0279 | 1.0783 |
| 江西 | 0.8429 | 0.8507 | 0.8449 | 0.8512 | 0.8554 | 0.8585 | 0.8532 | 0.8456 | 0.8377 | 0.8183 | 0.8160 | 0.7957 | 0.7759 | 0.7713 | 0.7567 | 0.7841 | 0.8091 | 0.8203 | 0.8468 | 0.8679 |
| 山东 | 0.9243 | 0.9364 | 0.9336 | 0.9434 | 0.9540 | 0.9596 | 0.9546 | 0.9400 | 0.9379 | 0.9196 | 0.9185 | 0.8947 | 0.8715 | 0.8637 | 0.8541 | 0.8650 | 0.8935 | 0.9205 | 0.9429 | 0.9558 |
| 河南 | 0.9043 | 0.9136 | 0.9110 | 0.9146 | 0.9210 | 0.9211 | 0.9110 | 0.9023 | 0.8857 | 0.8603 | 0.8568 | 0.8207 | 0.7861 | 0.7752 | 0.7605 | 0.7786 | 0.8124 | 0.8532 | 0.8681 | 0.8728 |
| 湖北 | 0.9740 | 0.9849 | 0.9811 | 0.9856 | 0.9890 | 0.9878 | 0.9829 | 0.9718 | 0.9607 | 0.9384 | 0.9319 | 0.8967 | 0.8627 | 0.8459 | 0.8340 | 0.8572 | 0.8962 | 0.9326 | 0.9516 | 0.9664 |
| 湖南 | 0.9896 | 0.9991 | 0.9961 | 1.0034 | 1.0157 | 1.0167 | 1.0097 | 0.9977 | 0.9887 | 0.9590 | 0.9537 | 0.9164 | 0.8805 | 0.8616 | 0.8503 | 0.8846 | 0.9029 | 0.9228 | 0.9452 | 0.9751 |
| 广东 | 1.1775 | 1.1914 | 1.1833 | 1.1929 | 1.1980 | 1.2016 | 1.1932 | 1.2030 | 1.1969 | 1.1823 | 1.1718 | 1.1489 | 1.1263 | 1.1219 | 1.1173 | 1.1601 | 1.1841 | 1.2347 | 1.2759 | 1.3248 |
| 广西 | 0.8516 | 0.8561 | 0.8520 | 0.8610 | 0.8612 | 0.8590 | 0.8542 | 0.8594 | 0.8377 | 0.8087 | 0.8050 | 0.7785 | 0.7528 | 0.7461 | 0.7393 | 0.7577 | 0.7866 | 0.8304 | 0.8675 | 0.9049 |
| 海南 | 1.0488 | 1.0719 | 1.0635 | 1.0689 | 1.0694 | 1.0651 | 1.0403 | 1.0313 | 1.0133 | 0.9879 | 0.9816 | 0.9492 | 0.9178 | 0.9187 | 0.9067 | 0.9490 | 0.9716 | 1.0225 | 1.0681 | 1.1378 |
| 重庆 | 1.0067 | 1.0166 | 1.0146 | 1.0210 | 1.0277 | 1.0309 | 1.0225 | 1.0235 | 1.0185 | 0.9959 | 0.9814 | 0.9556 | 0.9305 | 0.9268 | 0.9138 | 0.9264 | 0.9915 | 1.0533 | 1.0757 | 1.0895 |
| 四川 | 0.9135 | 0.9215 | 0.9215 | 0.9258 | 0.9324 | 0.9350 | 0.9279 | 0.9064 | 0.9063 | 0.8762 | 0.8640 | 0.8315 | 0.8003 | 0.7885 | 0.7767 | 0.7843 | 0.8109 | 0.8337 | 0.8353 | 0.8490 |
| 贵州 | 0.8277 | 0.8280 | 0.8215 | 0.8276 | 0.8319 | 0.8358 | 0.8316 | 0.8294 | 0.8099 | 0.7794 | 0.7731 | 0.7506 | 0.7287 | 0.7215 | 0.7157 | 0.7248 | 0.7540 | 0.7713 | 0.7855 | 0.7999 |
| 云南 | 0.8420 | 0.8425 | 0.8359 | 0.8374 | 0.8417 | 0.8479 | 0.8370 | 0.8209 | 0.8159 | 0.7893 | 0.7817 | 0.7443 | 0.7087 | 0.7038 | 0.6925 | 0.7205 | 0.7617 | 0.7670 | 0.7743 | 0.7914 |
| 西藏 | 0.9873 | 0.9965 | 0.9839 | 0.9815 | 0.9791 | 0.9851 | 0.9870 | 0.9583 | 0.9523 | 0.9435 | 0.9329 | 0.9172 | 0.9017 | 0.8884 | 0.8689 | 0.8950 | 0.9272 | 0.9429 | 0.9474 | 0.9612 |
| 陕西 | 0.9856 | 0.9933 | 0.9933 | 0.9957 | 1.0003 | 0.9996 | 0.9845 | 0.9643 | 0.9525 | 0.9277 | 0.9223 | 0.9035 | 0.8850 | 0.8720 | 0.8658 | 0.8838 | 0.9193 | 0.9567 | 0.9613 | 0.9736 |
| 甘肃 | 0.9328 | 0.9346 | 0.9300 | 0.9312 | 0.9363 | 0.9342 | 0.9190 | 0.8936 | 0.8676 | 0.8419 | 0.8387 | 0.8274 | 0.8163 | 0.8090 | 0.7945 | 0.7876 | 0.8192 | 0.8474 | 0.8671 | 0.8742 |
| 青海 | 0.7990 | 0.7961 | 0.7868 | 0.7819 | 0.7834 | 0.7797 | 0.7578 | 0.7269 | 0.6937 | 0.6662 | 0.6615 | 0.6474 | 0.6336 | 0.6224 | 0.5975 | 0.6004 | 0.6245 | 0.6351 | 0.6381 | 0.6398 |
| 宁夏 | 0.8588 | 0.8656 | 0.8631 | 0.8621 | 0.8725 | 0.8667 | 0.8528 | 0.8334 | 0.8071 | 0.7841 | 0.7761 | 0.7556 | 0.7356 | 0.7247 | 0.7160 | 0.7266 | 0.7550 | 0.7731 | 0.7843 | 0.8159 |
| 新疆 | 0.8627 | 0.8737 | 0.8694 | 0.8640 | 0.8593 | 0.8567 | 0.8409 | 0.8218 | 0.7991 | 0.7757 | 0.7725 | 0.7593 | 0.7462 | 0.7448 | 0.7358 | 0.7294 | 0.7595 | 0.7762 | 0.7881 | 0.7924 |

从动态特征上分析，首先，从均值来看，由 1996 年的 0.9486 降至 2001 年的 0.8330，随后逐步回升至 2010 年的 0.9559，此后略有下降，但总体表现平稳。可见，外推期内我国地区 PPP 大体呈“先降后升、再下降趋稳”的态势。其次，从地区 PPP 标准差来看，1996 年标准差为 0.1420，2016 年为 0.1017，虽然中间略有起伏，但历年地区 PPP 标准差总体呈明显的下降态势。再次，从最大值分布来看，1996 年地区 PPP 最大为 1.3248，2016 年最大值为 1.2002，尽管中间有所起伏，但总体呈缓慢下降态势。第四，从最小值分布来看，1996 年地区 PPP 最小值为 0.6398，2016 年最小值为 0.8022，总体呈波动式上升的趋势。第五，从极值比 (*Max/Min*) 来看，该指标值由 1996 年的 2.0706 降至 2016 年 1.4962，显示我国最高价地区与最低地区之间的价格差异呈缩小趋势，即不同地区之间价格呈现收敛特征。最后，从变异系数 (*CV*) 来看，指标值从 1996 年的 0.1497 降至 2016 年 0.1076，虽然期间略有起伏，但总体上表现出显著的下降趋势。综上可见，考察期内我国表现出明显的地区价格收敛现象，不同地区之间价格水平差异总体上不断缩小。实际上，自改革开放以来，我国不断突破传统计划体制的桎梏，打破行业、部门垄断及市场壁垒，消除市场分割，努力培育市场机制，推动全国统一市场体系的形成，大大促进了生产要素和商品服务的自由流通。特别是近一二十年来随着商品销售信息化、网络化与生产的专业化和集中化，以及交通运输条件的快速改善，“一价定律”的作用将越来越明显，许多商品的地区价格差异都呈缩小趋势。这一发现与 Almås & Johnsen (2018) 的研究结果非常一致。

五、价格差异与地区收入不平等

Deaton (1988)、Aten & Reinsdorf (2010) 等曾指出，价格水平会影响空间经济比较，不同地区之间经济、收入、消费和福利水平的比较应考虑价格水平差异的影响。为此，本文首先将地区 PPP 测算结果应用于我国地区收入不平等的测度和分析。

针对我国 31 个省级行政区城镇居民人均可支配收入（即名义收入），利用前面测算得到的地区 PPP，进行空间价格调整得到实际收入（见附表 1）。调整前后不同地区居民收入相对于北京的比例发生显著变化，一般而言，东部及沿海地区城镇居民收入在经价格调整后相对于北京的比例往往下降，而中西部及东北地区由于价格水平相对较低，实际收入水平相对于北京的比例较调整前往往有所上升。1996、2000、2010 和 2016 年各地区名义收入相对于北京的比例均值分别为 0.66、0.61、0.62 和 0.56，呈明显的下降趋势，各地区实际收入相对于北京的比例均值 0.70、0.71、0.65 和 0.59，同样呈明显的下降趋势，但实际收入相对北京的比例明显高于名义收入。同时，多数地区实际收入在全国的排名相对于名义收入的排名也发生显著变化。例如，2016 年全国城镇居民人均可支配收入排名前五位的地区依次为上海、北京、浙江、江苏和广东，而经空间价格调整后实际收入排名前五位的地区依次北京、上海、浙江、天津和江苏，仅浙江的位次没有发生变化。值得关注的是，对比 1996、2000、2010 和 2016 年不同地区城镇居民名义收入与实际收入，早期部分中西部及东北地区省份名义收入特别是经价格调整后的实际收入还可能排全国前列，例如，1996 年西藏名义收入和实际收入分别列全国第 5 和第 2 位，云南名义收入和实际收入分别列全国第 11 和第 4 位，而近期无论是名义人均收入还是实际人均收入居全国前列的主要是东部及沿海地区。综上分析可知，在考察期内东部地区和中西部地区收入两极分化现象趋于明显，但实际收入水平分化不如名义收入显著。

为了更全面地观察价格因素地区收入比较的影响,表4列示了名义收入和实际收入的分布特征。主要有如下发现:首先,实际收入均值大于名义收入均值,但实际收入高于名义收入的幅度除期初略有上升大体上呈现出明显的下降趋势,原因在于各地区平均价格水平一般低于北京,但不同地区存在价格收敛现象。其次,名义收入与实际收入的标准差考察期内均不断增大,但前者明显大于后者,也就是说,实际收入的离散趋势小于名义收入。再次,从极值比(即最高人均收入/最低人均收入)来看,名义收入的极值比明显大于实际收入,同时,二者变化趋势有所不同,名义收入极值比随时间呈收敛趋势,而受期初实际收入水平差距较小的影响,实际收入的极值比随时间呈小幅扩大趋势。最后,从变异系数(VC)来看,实际收入的变异系数明显小于名义收入,即实际收入离散程度略小,二者随时间都变化不大,相对较为平稳。因此,从分布特征上看,价格因素对我国地区收入分布存在显著影响,经地区PPP缩减后,不同地区之间居民人均实际收入差距直观上看要小于名义收入。

表4 名义收入与实际收入分布特征比较

| 年份 | 名义收入 | | | | 实际收入 | | | |
|------|----------|---------|------|----------|----------|---------|------|----------|
| | 均值 | 标准差 | 极值比 | 变异系数(VC) | 均值 | 标准差 | 极值比 | 变异系数(VC) |
| 1996 | 4858.20 | 1323.37 | 2.44 | 0.27 | 5097.28 | 943.95 | 1.91 | 0.19 |
| 1997 | 5201.11 | 1367.98 | 2.38 | 0.26 | 5584.69 | 962.12 | 1.89 | 0.17 |
| 1998 | 5448.44 | 1444.34 | 2.20 | 0.27 | 5970.61 | 1050.90 | 1.92 | 0.18 |
| 1999 | 5880.68 | 1637.21 | 2.52 | 0.28 | 6622.01 | 1136.60 | 1.87 | 0.17 |
| 2000 | 6305.71 | 1799.27 | 2.48 | 0.29 | 7329.48 | 1254.48 | 1.83 | 0.17 |
| 2001 | 6903.47 | 1994.32 | 2.45 | 0.29 | 8210.01 | 1449.82 | 1.84 | 0.18 |
| 2002 | 7547.31 | 2013.13 | 2.23 | 0.27 | 8868.62 | 1355.64 | 1.77 | 0.15 |
| 2003 | 8294.82 | 2297.75 | 2.28 | 0.28 | 9632.56 | 1534.62 | 1.81 | 0.16 |
| 2004 | 9204.36 | 2590.90 | 2.31 | 0.28 | 10410.11 | 1774.58 | 1.92 | 0.17 |
| 2005 | 10195.83 | 2931.22 | 2.33 | 0.29 | 11229.43 | 2045.17 | 2.13 | 0.18 |
| 2006 | 11363.70 | 3294.46 | 2.33 | 0.29 | 12441.90 | 2344.50 | 2.11 | 0.19 |
| 2007 | 13111.39 | 3563.75 | 2.36 | 0.27 | 14044.14 | 2525.44 | 2.03 | 0.18 |
| 2008 | 14940.75 | 3989.62 | 2.43 | 0.27 | 15845.20 | 2903.79 | 2.02 | 0.18 |
| 2009 | 16276.96 | 4326.46 | 2.42 | 0.27 | 17066.94 | 3199.18 | 2.06 | 0.19 |
| 2010 | 18067.70 | 4779.14 | 2.41 | 0.26 | 18757.16 | 3522.18 | 2.06 | 0.19 |
| 2011 | 20607.34 | 5362.83 | 2.42 | 0.26 | 21429.56 | 3943.11 | 2.06 | 0.18 |
| 2012 | 23218.63 | 5844.43 | 2.34 | 0.25 | 24279.19 | 4273.30 | 1.99 | 0.18 |
| 2013 | 25279.37 | 6449.07 | 2.26 | 0.26 | 26601.39 | 4973.36 | 2.15 | 0.19 |
| 2014 | 27541.84 | 7008.75 | 2.24 | 0.25 | 28864.99 | 5389.67 | 2.20 | 0.19 |
| 2015 | 29900.27 | 7563.33 | 2.23 | 0.25 | 31579.66 | 5793.98 | 2.10 | 0.18 |
| 2016 | 32290.76 | 8260.66 | 2.25 | 0.26 | 33954.24 | 6263.12 | 2.14 | 0.18 |

注:名义收入为各地城镇居民人均可支配收入,实际收入为经地区PPP调整后的各地城镇居民人均可支配收入,收入单位为元。

在收入不平等测度中,基尼系数(Gini coefficient)是一个广泛运用的指标。基尼系数一般依据洛伦兹曲线(Lorenz curve)计算,若以 w_i 代表总收入中第*i*组的收入份额, Q_i 为总收入中第1到*i*组的累积收入份额,而 p_i 代表总人口中第*i*组人口所占份额,则基尼系数(Gini)可按以下公式计算:

$$Gini = 1 - \sum_{i=1}^N p_i(2Q_i - w_i) \quad (15)$$

式中 $Q_i = \sum_{k=1}^i w_k$, N 代表分组数。此外,Theil指数也常用于衡量个人之间或地区间收入不平等度,本研究同时测算了名义收入和实际收入的基尼系数与Theil指数^①,两个指标

① 本文测算的是地区居民收入的不平等,采用各地区城镇居民人均可支配收入计算,不同于居民收入的不平等,不包含地区内部居民之间的收入差距。

均以各地区年均城镇人口作为权数计算，各地城镇人口数据取自《中国统计年鉴》（1996-2016）、万得数据库（Wind）以及有关省区市统计年鉴。

如图 1 所示，名义收入计算得到的基尼系数与实际收入计算得到的基尼系数-*adj* 相比，在考察期内都表现出明显的随时间而波动式下降的趋势，但后者数值明显比前者更小。例如，1996 年名义收入的基尼系数为 0.1401，2016 年降至 0.1188，而这一期间实际收入的基尼系数-*adj* 由 0.0921 降至 0.0791。同时，1996-2016 年间名义收入的基尼系数均值为 0.1314，标准差为 0.0091，而实际收入的基尼系数-*adj* 均值为 0.0846，标准差为 0.0048，都小于名义收入的数值水平。与基尼系数类似，*Theil* 指数的分布特征也显示，经价格调整后地区居民收入平等程度显著下降，但考察期内名义收入与实际收入测度的不平等程度均呈明显的缩小趋势。例如，1996 年名义收入的 *Theil* 指数为 0.0352，2016 年降至 0.0241，同期实际收入的 *Theil* 指数-*adj* 由 0.0132 降至 0.0121。此外，1996-2016 年间 *Theil* 指数均值为 0.0302，标准差为 0.0044，而 *Theil* 指数-*adj* 的均值为 0.0122，标准差为 0.0009，也就是说，实际收入的 *Theil* 指数-*adj* 数值更小，也更为平稳。可见，名义居民收入不平等程度更高，考虑地区价格水平差异后的实际居民收入不平等程度更低，而且各年间更为平稳。这一结果与 Brandt & Holz（2006）、Aten & Figueroa（2014）、江小涓和李辉（2005）、易纲和张燕姣（2006）等的研究结论一致。

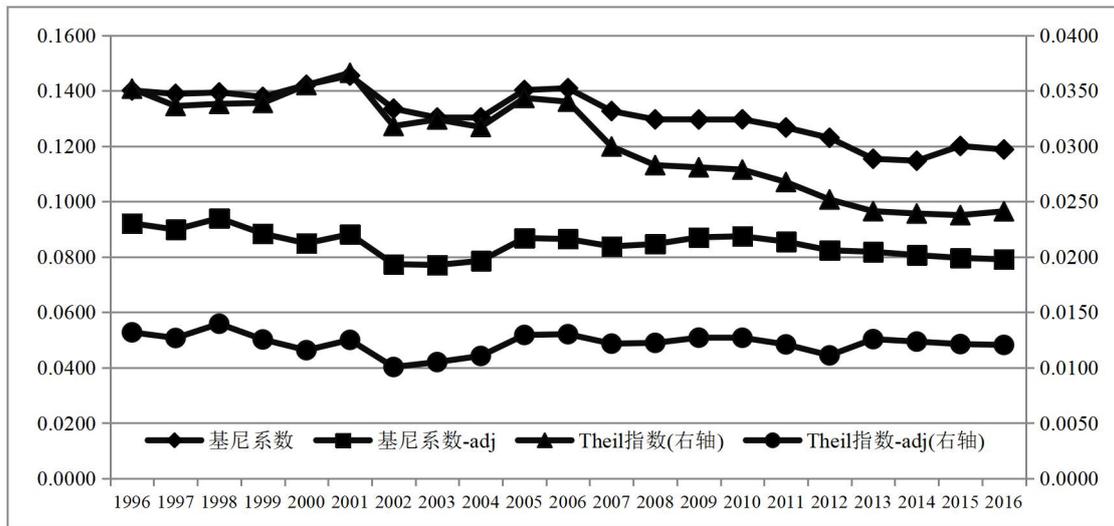


图 1 地区收入不平等测度

六、地区宾大效应检验

上述分析表明，地区价格水平对收入不平等具有显著影响，下面进一步对我国是否存在地区宾大效应进行实证检验，以深入考察不同地区价格水平与收入水平之间的关系。

（一）面板模型估计

依据一般惯例，选择变截距模型开展研究，首先建立随机效应模型，再进行 Hausman 检验，结果显示样本数据应选择固定效应模型，结果见表 5。依据基本模型（12）式估计得到模型 1 和模型 2，二者 *LNINCOME* 系数估计值均在统计上显著为正，其中固定效应模型系数估计值为 0.0318，在 5% 的水平下显著，支持我国地区宾大效应的存在。同时，两个估计模型 *R*² 明显不同，其中固定效应模型 *R*² 为 0.9667，高于随机效应模型的 0.7739，*F*-统计量也显示固定效应模型总体优于随机效应模型。

表5 面板模型估计结果

| 变量 | 模型1 | 模型2 | 模型3 | 模型4 |
|---------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| α | -0.5976*** (-4.27) | -0.3972*** (-2.76) | -0.5820*** (-5.48) | -0.4084*** (-3.60) |
| <i>LNINCOME</i> | 0.0532*** (3.56) | 0.0318** (2.07) | 0.0630*** (3.53) | 0.0630*** (3.24) |
| <i>LNRRATIO</i> | | | 0.0890*** (5.25) | 0.0910*** (5.24) |
| <i>LNGOVFIN</i> | | | -0.0232* (-1.86) | -0.0154 (-1.21) |
| <i>LNSAVING</i> | | | -0.0068 (-0.77) | -0.0111 (-1.17) |
| <i>LNEXPORT</i> | | | -0.0052 (-1.17) | -0.0142*** (-2.98) |
| <i>LNFORINVEST</i> | | | 0.0260*** (5.89) | 0.0190*** (4.07) |
| <i>LNPEOPLE</i> | | | -0.0227** (-2.39) | -0.0328*** (-3.27) |
| <i>LNROAD</i> | | | 0.0128*** (2.64) | 0.0290*** (3.35) |
| 地区效应 | Random | Fixed | Random | Fixed |
| 时间效应 | Fixed | Fixed | None | None |
| R^2 | 0.7739 | 0.9667 | 0.3992 | 0.9092 |
| <i>AIC</i> | | -4.4923 | | -3.5278 |
| <i>SC</i> | | -4.1346 | | -3.2595 |
| 对数似然比 | | 1514.25 | | 1187.32 |
| <i>F</i> -统计量 | 102.49 | 341.73 | 53.32 | 161.42 |
| <i>DW</i> 值 | 0.1379 | 0.1517 | 0.2513 | 0.2872 |
| Hausman检验 <i>Chi-Sq.</i> 统计量 | 34.8801 [0.0000] | | 53.0092 [0.0000] | |

注：① (.) 内为估计值的 t-统计量，[] 内为相应统计量的 P 值；②*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著；

③Hausman 检验时需要先估计随机效应模型，然后进行检验以判断个体影响与解释变量之间是否相关。

依据基本模型 (13) 式，加入控制变量后，估计得到模型 3 和 4。*LNINCOME* 系数估计值都在 1%水平下高度显著，即我国地区间价格水平与收入水平呈正相关关系。无论是随机效应模型还是固定效应模型，各控制变量系数估计值符号完全一致，但显著性水平有所不同。以固定效应模型 4 结果为例，*LNRRATIO*、*LNFORINVEST*、*LNROAD* 的系数估计值为正且在 1%水平下显著，表明经济结构、外商投资、交通条件对本地区物价水平有显著的正向影响；*LNSAVING* 系数估计值为负但统计上不显著，意味着居民储蓄规模对地区价格水平具有不显著的负向影响；*LNRRATIO* 和 *LNEXPORT* 的系数估计值也为负但不同模型中有显著的也有不显著的，可见政府财政和出口规模与地区价格水平呈较弱的负相关关系；*LNPEOPLE* 的系数估计值在 1%和 5%的水平下显著为负，说明在此机制下人口密度对地区价格水平存在负向影响。实际上，当一个地区工业化水平提高，第二产业占比上升，经济结构发生变化，工业消费品的品种和质量将得到大幅改善，随着收入水平提高，无论是消费和投资需求都将上升，消费者需求将更为多样化，出现消费升级和换档，价格水平提高也是一个必然结果。交通状况的改善将吸引更多的外来投资，市场产品也将更为丰富，虽然可能一定程度上降低运输成本，但显然无法抵消随之而来的高质量产品和高端消费对物价的影响。相反，政府财政支出和居民储蓄规模的上升，可能对居民消费产生一定的挤出效应，对地区价格水平产生抑制作用。一个有趣的结果是虽然出口和外商投资都可视为对外开放因素的代表指标，但二者对本地区物价水平的影响有所不同，原因可能在于出口产品一般为本地区具有比较优势的产品，产能较大而出口对本地区居民消费影响一般不大，但外商投资将引起本地

区资源与产品需求的上升，进而对物价上涨产生推动作用。

（二）稳健性研究

为了进一步验证上述结果的可信度，下面做稳健性检验，主要包括三个：

（1）动态面板模型估计。考虑到变量内生性问题，直接采用固定效应或随机效应面板模型估计可能难以保证估计参数的无偏性和一致性，故再采用动态面板模型差分 GMM 和系统 GMM 方法做替代估计。所选工具变量 *LNINCOME* 滞后 2 期和 3 期变量，Arellano-Bond 序列相关检验即 *AR* (1) 和 *AR* (2) 结果表明扰动项存在一阶自相关，但不存在二阶自相关，Sargan 检验显示所有模型使用的工具变量有效。动态面板模型与上述一般面板模型结果（限于篇幅略）类似但稍有差异：首先，无论是差分 GMM 方法还是系统 GMM 方法，*LNINCOME* 的系数估计值均为正，且在 1% 水平下显著，同样证实我国存在地区宾大效应。其次，二者均显示，*LNPPP* (-1) 的系数估计值为正且在 1% 水平下显著，可见上期价格水平对本期价格水平具有较强解释力，也就是说样本期内，地区购买力平价变动具有延续性与惯性，前期水平对当期水平有正向支撑作用。再次，针对 *LNINCOME* (-1)，二者估计结果有所不同，差分 GMM 估计结果显著为正而系统 GMM 估计结果显著为负。最后，对于控制变量，两个模型估计结果也存在一定差异，其中差分 GMM 估计 *LNRATIO*、*LNGOVFIN*、*LNFORINVEST*、*LNEXPORT* 和 *LNROAD* 系数结果统计上显著，但 *LNSAVING* 结果不显著；系统 GMM 估计除 *LNRATIO* 外，其他变量系数结果均在统计上显著。此外，两个模型中部分控制变量系数估计结果符号不同。

（2）替代变量研究。以 *LNGDP* 替换 *LNINCOME*，做关键变量替代检验。从有关统计量及检验结果判断，四个模型估计效果良好。两个固定效应模型 FM-1 和 FM-2 估计结果与表 3 模型 2 和 4 基本一致，*LNGDP* 与 *LNPPP* 呈显著的正相关性，在 1% 的水平下显著，支持地区宾大效应的存在。FM-2 模型中控制变量系数估计值均在 5% 水平下显著，其中 *LNRATIO*、*LNFORINVEST* 和 *LNROAD* 系数估计值为正，而 *LNGOVFIN*、*LNSAVING*、*LNEXPORT* 和 *LNPEOPLE* 系数估计值为负。差分 GMM 和系统 GMM 估计结果中，*LNGDP* 的系数估计在 1% 水平下显著为正，与宾大效应的预期一致。*LNPPP* (-1) 系数估计值为正，同样表现为上期价格水平对本期价格正向支撑作用。*LNGDP* (-1) 的系数估计值均为负，在 1% 的水平下显著，即其对本期价格水平有负向影响。从控制变量来看，差分 GMM 和系统 GMM 估计模型中系数估计值多数在统计上显著，但个别变量两个模型中符号不一致，这一点与 *LNINCOME* 动态面板模型估计结果类似。

（3）分组样本研究。本研究还依据样本期内收入均值的大小将所有地区划分为低收入组和高收入组，进行分组样本研究，其中低收入组包括 16 个地区，高收入组包括 15 个地区。主要发现如下：首先，虽然低收入组和高收入组 *LNINCOME* 的系数估计值均为正，但显著性水平有所不同，其中低收入组除 FM-1 和 FM-2 估计系数在 1% 水平下显著外，差分 GMM 和系统 GMM 估计系数统计上均不显著，而高收入组 *LNINCOME* 系数四个估计值都在 1% 水平下显著，也就是说，高收入组价格与收入之间的正相关关系比低收入组更为显著；其次，从 *LNINCOME* 系数估计值大小来看，高收入组模型系数估计值均大于对应的低收入组系数估计值，表明高收入地区收入对价格的影响强度更大；第三，对于低收入组和高收入组，差分 GMM 与系统 GMM 估计结果中 *LNPPP* (-1) 的系数估计值均在 1% 水平下显著为正，即上期价格对本期价格具有显著的正向支撑作用，与前面的结果一致；第四，从控制变量来看，低收入组和高收入组系数估计值大小及符号表现出较大差异，也就是说，不同地区价格影响因素及其作用机制存在差异；第五，从显著性水平上看，相比于低收入组，高收入组各模型中系数估计值在统计上显著的相对较多，结合其他的模型评判标准及检验结果来看，高收入组模型拟合效果也要略好于低收入组。总之，无论是低收入组还是高收入组，价格与收入之间均呈正相关关系，支持我国存在地区宾大效应的判断，而且与低收入地区相比，这种效应

在高收入地区表现得更为强烈。实际上，由于发展阶段与收入水平密切相关，发达地区之间宾大效应往往更为显著，这一结果与 Kravis & Lipsey (1987) 和 Fujii (2013) 的研究结论非常一致。

七、全文总结

本文依据地区 PPP 的概念，利用 139 种规格品的价格数据和 31 个省级地区的城镇居民家庭消费支出份额数据，借鉴世界银行国际比较项目 (ICP) 的理论框架，按两步法测算了我国 2016 年的地区 PPP，并外推得到 1996-2015 年地区 PPP 序列。从结果上看，我国东部及沿海地区价格水平相对较高，中西部及东北地区相对较低，在考察期内表现出明显的地区价格收敛现象，各地价格水平差异总体上不断缩小。鉴于价格差异对地区收入分布具有显著影响，本文考察了我国地区收入不平等问题，发现各地区名义居民收入不平等程度更高，经地区 PPP 缩减后的实际居民收入不平等程度更低，各年间也更为平稳。再以地区 PPP 作为地区价格水平的代表指标，选取 1996-2016 年样本数据，建立面板数据模型对地区宾大效应进行检验。分析表明，地区价格与收入水平呈显著的正相关关系，支持我国存在地区宾大效应，而经济结构、外商投资、出口规模、人口密度、交通条件等因素对地区物价水平具有不同程度的影响。分组样本研究证实，宾大效应在低收入地区和高收入地区都存在，但相比低收入地区，高收入地区收入-价格关系表现得更为显著，而且不同地区价格影响因素及其作用机制存在一定差异。这一结果与 Kravis & Lipsey (1987) 和 Fujii (2013) 的研究结论非常一致。

本文的研究具有重要的政策含义：一是对不同地区经济总量、结构以及消费、投资与收入等进行比较时，应考虑价格水平差异的影响，采用名义变量分析结论可能产生偏差；二是由于地区宾大效应的存在，不同地区价格与收入水平之间正相关，在制定扶贫标准、收入分配及财政转移支付等政策时应考虑地区价格水平的差异，不宜采用全国一刀切的方式。最后需要指出的是，依据本文的研究，未来还有三个问题值得进一步深入探讨：一是地区 PPP 对不同加总方法的敏感性问题；二是本文发现不同地区存在价格收敛现象，但还需更严谨的证明；三是对于不同收入水平下宾大效应的差异问题，其内在作用机制及影响因素有待研究。

参考文献

- “我国地区价差指数方法和应用研究”课题组，2014：《我国地区间价格水平差异比较研究》，《统计研究》第4期。
- 江小涓 李辉，2005：《我国地区之间实际收入差距小于名义收入差距——加入地区间价格差异后的一项研究》，《经济研究》第9期。
- 唐翔，2010：《一个关于地区间与国际间价格水平差异的一般理论》，《经济科学》第4期。
- 易纲 张燕姣，2006：《以购买力平价测算基尼系数的尝试》，《经济学（季刊）》第6期。
- 余芳东，2006：《我国城镇居民消费价格和实际收入地区差距的比较研究》，《统计研究》第4期。
- 余华义 唐翔，2015：《中国 36 个大城市相对消费价格指数测算——兼对国内宾大效应的实证分析》，《上海经济研究》第 4 期。
- Almås, I. & A.J.Åshild(2018), “The Cost of a Growth Miracle – Reassessing Price and Poverty Trends in China”, *Review of Economic Dynamics* 30:239-264.
- Aten, B.H. & E.B.Figueroa(2014), “Real Personal Income and Regional Price Parities for States and Metropolitan Areas: 2008-2012”, The IARIW 33rd General Conference Rotterdam, the Netherlands, August 24-30.
- Aten, B.H. & M. Reinsdorf(2010), “Comparing the Consistency of Price Parities for Regions of the U.S. in an Economic Approach Framework”, The 31st General Conference of IARIW, August

- Balassa, B.(1964), “The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal”, *Journal of Political Economy* 72(6):584-596.
- Bergin, P. et al(2006), “Productivity, Tradability and the Long-run Price Puzzle”, *Journal of Monetary Economics* 53(8):2041-2066.
- Biggeri, L. et al(2017), “Estimating Cross Province and Municipal City Price Level Differences in China: Some Experiments and Results”, *Social Indicator Research* 131(1):169-187.
- Brandt, L. & C.A.Holz(2006), “Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications”, *Economic Development & Cultural Change* 55(1):43-86.
- Chen Menggen et al(2019), “Measuring the Spatial Price Differences in China with RPPs Methods”, *The World Economy*, online(Nov 6, 2019), DOI: 10.1111/twec.12899.
- Cheung, Y.W. & E.Fujii(2014), “The Penn Effect within a Country-Evidence from Japan”, CESifo Working Paper Series, No. 3955.
- Chong, Y. et al(2012), “The Harrod–Balassa–Samuelson Hypothesis: Real Exchange Rates and Their Long-Run Equilibrium”, *International Economic Review* 53(2):609-633.
- Choudhri, E.U., & L.L.Schembri(2010), “Productivity, the Terms Of Trade, and the Real Exchange Rate: Balassa-Samuelson Hypothesis Revisited”, *Review of International Economics* 18(5):924-936.
- Deaton, A. & O.Dupriez(2011), “Spatial Price Differences within Large Countries”, Princeton University Working Paper, No.1321.
- Deaton, A.(1988), “Quality, Quantity and Spatial Variation of Price”, *American Economic Review* 78(3):418-430.
- Fujii, E.(2013), “Reconsidering the Price-Income Relationship Across Countries”, CESifo Working Paper, No. 4129.
- Gilbert, M. & I.B.Kravis(1954), “An International Comparison of National Products and the Purchasing Power of Currencies”, OEEC.
- Gong, C.H. & X. Meng(2008), “Regional Price Differences in Urban China 1986-2001: Estimation and Implication”, IZA Discussion Paper, No.3621.
- Heston, A.W. et al(1978), “Real GDP Per Capita for More than One Hundred Countries”, *Economic Journal* 88:215-242.
- Iyke, B.N. & N.M. Odhiambo(2017), “An Empirical Test of the Balassa-Samuelson Hypothesis: Evidence from Eight Middle-income Countries in Africa”, *Economic Systems* 41(2):297-304.
- Iyke, B.N.(2017), “The Penn Effect Revisited: New Evidence from Latin America”, *Review of Development Economics*, 21:1364-1379.
- Kravis, I.B. & R.E.Lipsey(1982), “Toward An Explanation of National Price Levels”, NBER Working Paper, No.1034.
- Kravis, I.B. & R.E.Lipsey(1987), “The Assessment of National Price Levels”, in: S.W. Arndt & J.D.Richardson(eds), *Real Financial Linkages among Open Economies*, MIT Press.
- Rogoff, K.(1992), “Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate, Monetary and Economic Studies”, *BOJ Monetary and Economic Studies* 10(2):1-29.
- Rogoff, K.(1996), “The Purchasing Power Parity Puzzle”, *Journal of Economic Literature* 34(2):647-668.
- Samuelson, P.A.(1964), “Theoretical Notes on Trade Problems”, *Review of Economics and Statistics* 46(2):145-154.
- Samuelson, P.A.(1994), “Facets of Balassa-Samuelson Thirty Years Later”, *Review of International Economics* 2(3):201-226.
- Summers, R.(1973), “International Price Comparisons Based upon Incomplete Data”, *Review of Income and Wealth* 19(1):1-16.
- World Bank(2013), *Measuring the Real Size of the World Economy: the Framework, Methodology, and Results of the International Comparison Program-ICP*. World Bank.

附表1 地区城镇居民人均可支配收入的空间价格调整

| 地区 | 2016 | | | | | 2010 | | | | | 2000 | | | | | 1996 | | | | |
|-----|----------|------|----|------|-----|----------|------|----|------|-----|----------|------|----|------|-----|---------|------|----|------|-----|
| | 名义收入 | 比例 | 排名 | 比例* | 排名* | 名义收入 | 比例 | 排名 | 比例* | 排名* | 名义收入 | 比例 | 排名 | 比例* | 排名* | 名义收入 | 比例 | 排名 | 比例* | 排名* |
| 北京 | 57275.31 | 1.00 | 2 | 1.00 | 1 | 29072.90 | 1.00 | 2 | 1.00 | 1 | 10349.69 | 1.00 | 2 | 1.00 | 1 | 7332.01 | 1.00 | 3 | 1.00 | 1 |
| 天津 | 37109.57 | 0.65 | 6 | 0.68 | 4 | 24292.60 | 0.84 | 4 | 0.86 | 3 | 8140.50 | 0.79 | 5 | 0.87 | 3 | 5967.71 | 0.81 | 6 | 0.81 | 8 |
| 河北 | 28249.39 | 0.49 | 22 | 0.58 | 13 | 16263.40 | 0.56 | 14 | 0.65 | 13 | 5661.16 | 0.55 | 15 | 0.72 | 14 | 4442.81 | 0.61 | 18 | 0.70 | 15 |
| 山西 | 27352.33 | 0.48 | 24 | 0.53 | 22 | 15647.70 | 0.54 | 20 | 0.59 | 19 | 4724.11 | 0.46 | 31 | 0.56 | 30 | 3702.69 | 0.51 | 28 | 0.57 | 27 |
| 内蒙古 | 32974.95 | 0.58 | 9 | 0.64 | 7 | 17698.20 | 0.61 | 10 | 0.67 | 11 | 5129.05 | 0.50 | 22 | 0.61 | 24 | 3431.81 | 0.47 | 30 | 0.53 | 30 |
| 辽宁 | 32876.09 | 0.57 | 10 | 0.65 | 6 | 17712.60 | 0.61 | 9 | 0.68 | 10 | 5357.79 | 0.52 | 19 | 0.63 | 22 | 4207.23 | 0.57 | 21 | 0.62 | 19 |
| 吉林 | 26530.42 | 0.46 | 29 | 0.53 | 24 | 15411.50 | 0.53 | 24 | 0.59 | 17 | 4810.00 | 0.46 | 29 | 0.59 | 27 | 3805.53 | 0.52 | 24 | 0.58 | 26 |
| 黑龙江 | 25736.43 | 0.45 | 30 | 0.54 | 20 | 13856.50 | 0.48 | 28 | 0.57 | 23 | 4912.88 | 0.47 | 27 | 0.64 | 20 | 3768.31 | 0.51 | 26 | 0.62 | 20 |
| 上海 | 57691.67 | 1.01 | 1 | 0.84 | 2 | 31838.10 | 1.10 | 1 | 0.91 | 2 | 11718.01 | 1.13 | 1 | 0.99 | 2 | 8178.48 | 1.12 | 1 | 0.91 | 3 |
| 江苏 | 40151.59 | 0.70 | 4 | 0.67 | 5 | 22944.30 | 0.79 | 6 | 0.74 | 5 | 6800.23 | 0.66 | 8 | 0.69 | 15 | 5185.79 | 0.71 | 7 | 0.66 | 16 |
| 浙江 | 47237.18 | 0.82 | 3 | 0.74 | 3 | 27359.00 | 0.94 | 3 | 0.83 | 4 | 9279.16 | 0.90 | 4 | 0.86 | 4 | 6955.79 | 0.95 | 4 | 0.82 | 6 |
| 安徽 | 29155.98 | 0.51 | 14 | 0.53 | 23 | 15788.20 | 0.54 | 18 | 0.55 | 26 | 5293.55 | 0.51 | 20 | 0.59 | 28 | 4512.77 | 0.62 | 15 | 0.64 | 18 |
| 福建 | 36014.26 | 0.63 | 7 | 0.63 | 9 | 21781.30 | 0.75 | 7 | 0.74 | 6 | 7432.26 | 0.72 | 6 | 0.75 | 9 | 5172.93 | 0.71 | 8 | 0.65 | 17 |
| 江西 | 28673.28 | 0.50 | 15 | 0.59 | 11 | 15481.10 | 0.53 | 22 | 0.62 | 14 | 5103.58 | 0.49 | 25 | 0.63 | 21 | 3780.20 | 0.52 | 25 | 0.59 | 23 |
| 山东 | 34012.08 | 0.59 | 8 | 0.64 | 8 | 19945.80 | 0.69 | 8 | 0.71 | 7 | 6489.97 | 0.63 | 9 | 0.72 | 13 | 4890.28 | 0.67 | 13 | 0.70 | 14 |
| 河南 | 27232.92 | 0.48 | 25 | 0.52 | 25 | 15930.30 | 0.55 | 17 | 0.59 | 18 | 4766.26 | 0.46 | 30 | 0.59 | 26 | 3755.44 | 0.51 | 27 | 0.59 | 25 |
| 湖北 | 29385.80 | 0.51 | 13 | 0.52 | 26 | 16058.40 | 0.55 | 16 | 0.56 | 25 | 5524.54 | 0.53 | 17 | 0.62 | 23 | 4364.04 | 0.60 | 19 | 0.62 | 21 |
| 湖南 | 31283.89 | 0.55 | 11 | 0.55 | 19 | 16565.70 | 0.57 | 13 | 0.56 | 24 | 6218.73 | 0.60 | 12 | 0.68 | 17 | 5052.12 | 0.69 | 9 | 0.71 | 13 |
| 广东 | 37684.25 | 0.66 | 5 | 0.55 | 17 | 23897.80 | 0.82 | 5 | 0.68 | 8 | 9761.57 | 0.94 | 3 | 0.81 | 7 | 8157.81 | 1.11 | 2 | 0.84 | 5 |
| 广西 | 28324.43 | 0.49 | 21 | 0.58 | 14 | 17063.90 | 0.59 | 12 | 0.68 | 9 | 5834.43 | 0.56 | 14 | 0.74 | 11 | 5033.33 | 0.69 | 10 | 0.76 | 10 |
| 海南 | 28453.47 | 0.50 | 18 | 0.47 | 31 | 15581.10 | 0.54 | 21 | 0.50 | 30 | 5358.32 | 0.52 | 18 | 0.55 | 31 | 4926.43 | 0.67 | 12 | 0.59 | 24 |
| 重庆 | 29609.96 | 0.52 | 12 | 0.51 | 27 | 17532.40 | 0.60 | 11 | 0.58 | 20 | 6275.98 | 0.61 | 11 | 0.65 | 18 | 4482.70 | 0.61 | 16 | 0.56 | 28 |
| 四川 | 28335.30 | 0.49 | 20 | 0.54 | 21 | 15461.20 | 0.53 | 23 | 0.57 | 22 | 5894.27 | 0.57 | 13 | 0.73 | 12 | 4482.70 | 0.61 | 16 | 0.72 | 11 |
| 贵州 | 26742.62 | 0.47 | 28 | 0.56 | 16 | 14142.70 | 0.49 | 27 | 0.58 | 21 | 5122.21 | 0.49 | 24 | 0.68 | 16 | 4221.24 | 0.58 | 20 | 0.72 | 12 |
| 云南 | 28610.57 | 0.50 | 16 | 0.59 | 10 | 16064.50 | 0.55 | 15 | 0.65 | 12 | 6324.64 | 0.61 | 10 | 0.85 | 5 | 4977.95 | 0.68 | 11 | 0.86 | 4 |
| 西藏 | 27802.39 | 0.49 | 23 | 0.49 | 29 | 14980.50 | 0.52 | 26 | 0.52 | 29 | 7426.32 | 0.72 | 7 | 0.80 | 8 | 6556.28 | 0.89 | 5 | 0.93 | 2 |
| 陕西 | 28440.09 | 0.50 | 19 | 0.50 | 28 | 15695.20 | 0.54 | 19 | 0.54 | 28 | 5124.24 | 0.50 | 23 | 0.56 | 29 | 3809.64 | 0.52 | 23 | 0.53 | 29 |
| 甘肃 | 25693.49 | 0.45 | 31 | 0.48 | 30 | 13188.60 | 0.45 | 31 | 0.49 | 31 | 4916.25 | 0.48 | 26 | 0.60 | 25 | 3353.94 | 0.46 | 31 | 0.52 | 31 |
| 青海 | 26757.41 | 0.47 | 27 | 0.58 | 12 | 13855.00 | 0.48 | 29 | 0.61 | 15 | 5169.96 | 0.50 | 21 | 0.83 | 6 | 3834.21 | 0.52 | 22 | 0.82 | 7 |
| 宁夏 | 27153.01 | 0.47 | 26 | 0.55 | 18 | 15344.50 | 0.53 | 25 | 0.61 | 16 | 4912.40 | 0.47 | 28 | 0.65 | 19 | 3612.12 | 0.49 | 29 | 0.60 | 22 |
| 新疆 | 28463.43 | 0.50 | 17 | 0.58 | 15 | 13643.80 | 0.47 | 30 | 0.55 | 27 | 5644.86 | 0.55 | 16 | 0.75 | 10 | 4649.86 | 0.63 | 14 | 0.80 | 9 |

注：①表中名义收入为城镇居民人均可支配收入（单位：元）；②比例为该地区城镇居民人均可支配收入相对于北京城镇居民人均可支配收入的比例；③排名为该地区指标值在全国31个省级行政区中从高到低的排名；④比例*和排名*为采用经空间价格调整后的城镇居民实际人均可支配收入的对应结果。